Journal of Agricultural Economics and Development

Homepage: https://jead.um.ac.ir

Full Research Paper
Vol. 36, No. 1, Spring 2022, p. 83-97

Evaluation of Dietary Diversity of Households and its Effective Factors in Tehran Province

M. Shabanzadeh-Khoshrody[1]*- E. Javdan[2]- M. Rafati[3]

Received: 12-11-2021 Revised: 29-11-2021 Accepted: 17-12-2021 Available Online: 20-06-2022	**How to cite this article:** Shabanzadeh-Khoshrody M., Javdan E., and Rafati M. 2022. Evaluation of Dietary Diversity of Households and its Effective Factors in Tehran Province. Journal of Agricultural Economics & Development 36(1): 83-97. (In Persian with English abstract) **DOI:** 10.22067/JEAD.2021.73240.1093

Introduction

Dietary diversity is a feature of healthy diets. This is because essential nutrients are not present in one type of food at the same time, rather, they are found in a diet consisting of several nutrients. However, in recent years, the food tastes of Iranian families have shifted to high-calorie and non-nutritional value foods, which has increased the number of patients with non-communicable diseases in the country. The choice and acceptance of different diets depends on environmental, economic, socio-cultural and psychological factors.

Materials and Methods

Since ensuring health and food security is one of the strategic goals of the country 20-year vision document, the present study evaluates the dietary diversity of households and its effective factors in Tehran province. To achieve this goal, the raw information of household expenditure-income in 2020 has been used. In the present study, the Berry dietary diversity index (BI) was used to quantify the dietary diversity variable and the order logit model was used to investigate and evaluate the effect of demographic, economic and social variables on it.

Results and Discussion

The results showed that only 23.2% of Tehran households have high dietary diversity and 76.8% of households have low or medium dietary diversity. Based on the results, the variables of head household age, place of residence, working hours of household head and household income level has a positive (direct) association and in contrast, the variables of head of household literacy, household size and employment status of head of household in a negative (inverse) direction affect the level of dietary diversity of households in Tehran province.

Conclusion

The food diversity of households in Tehran province is very low. If the food price level is low and stable, increasing incomes can lead consumers to diversify their food baskets and move from consuming low-value cereals and root and tuber products to consuming high-nutrition foods such as meat, dairy, and fruits and vegetables. In this regard, a review of the experience of many European, Latin American and Asian countries shows that stability in food prices along with cash aid and targeted food packages can increase consumption and food diversity of households and food security in poor households, especially women and children. Families living in Tehran province, which have a larger population, have less food diversity. As the household dimension increases, the minimum food needs increase; this reduces the volume and quality of food available to the household and leads to food insecurity. In the current situation, the country is struggling with economic problems caused by sanctions, inflation, unemployment. Continuation of this, along with lack of effective support for families, can deprive families of the ability and facilities to have more children due to food

1, 2 and 3- Assistant Professors of Agricultural Economics, Institute of Planning Research, Agricultural Economics and Rural Development, Tehran, Iran
(*- Corresponding Author Email: m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir)

insecurity. Accordingly, the correct and complete design and implementation of incentive policies and support for large families is necessary. Finally, the role and importance of education and literacy of households in their food diversity is very high. In this regard, responsible organizations can play an important role in obtaining, processing and understanding nutrition information and how to access credible information sources through culture and specialized and general training in food literacy.

Keywords: Demographic variables, Dietary diversity, Economic variables, Order logit, Social variables, Tehran province

Journal of Agricultural Economics and Development
https://jead.um.ac.ir

مقاله پژوهشی
جلد ۳۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۱، ص ۸۳-۹۷

ارزیابی وضعیت تنوع غذایی خانوارها و عوامل مؤثر بر آن در استان تهران

مهدی شعبان‌زاده خوشرودی[1*]- ابراهیم جاودان[2]- محسن رفعتی[3]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۲۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۶

چکیده

تنوع غذایی از خصوصیات رژیم‌های غذایی سالم می‌باشد. چرا که مواد مغذی ضروری همزمان در یک ماده غذایی وجود ندارند، بلکه در یک رژیم غذایی متشکل از چندین ماده غذایی یافت می‌شوند. با این وجود در سال‌های اخیر سلیقه غذایی خانواده‌های ایرانی به سوی مواد غذایی پرکالری و فاقد ارزش غذایی گرایش پیدا کرده که این مسئله آمار مبتلایان به بیماری‌های غیرواگیر را در کشور افزایش داده است. انتخاب و پذیرش رژیم‌های غذایی مختلف به عوامل محیطی، اقتصادی، اجتماعی-فرهنگی و روان‌شناختی بستگی دارد. از آن جا که تأمین سلامت و امنیت غذایی از اهداف راهبردی سند چشم‌انداز بیست ساله کشور می‌باشد، مطالعه حاضر به ارزیابی وضعیت تنوع غذایی خانوارها و عوامل مؤثر بر آن در استان تهران پرداخته است. جهت دستیابی به این هدف از اطلاعات خام هزینه درآمد خانوار در سال ۱۳۹۹ استفاده شده است. در مطالعه حاضر برای کمی‌سازی متغیر تنوع غذایی از شاخص تنوع غذایی بری (BI) و به منظور بررسی و ارزیابی تأثیر متغیرهای دموگرافیکی، اقتصادی و اجتماعی بر آن از مدل لاجیت ترتیبی استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد که تنها ۲۳/۲ درصد از خانوارهای تهرانی از تنوع غذایی زیاد برخوردار هستند و ۷۶/۸ درصد خانوارها دارای تنوع غذایی کم یا متوسط می‌باشند. ضمن آن که بر پایه نتایج، متغیرهای سن سرپرست خانوار، محل سکونت، ساعت کار سرپرست خانوار و سطح درآمد خانوار در جهت مثبت (مستقیم) و در نقطه مقابل متغیرهای سواد سرپرست خانوار، بعد خانوار و وضعیت اشتغال سرپرست خانوار در جهت منفی (معکوس) بر سطح تنوع غذایی خانوارها در سطح استان تهران تأثیر می‌گذارند.

واژه‌های کلیدی: استان تهران، تنوع غذایی، لاجیت ترتیبی، متغیرهای اجتماعی، متغیرهای اقتصادی، متغیرهای دموگرافیکی

مقدمه

بر اساس آمارهای جهانی، جمعیت جهان از حدود ۸ میلیارد نفر کنونی به حدود ۱۰ میلیارد نفر در سال ۲۰۵۰ افزایش می‌یابد؛ تأمین غذای سالم، کافی و متنوع موردنیاز این جمعیت رو به رشد یکی از بزرگ‌ترین چالش‌هایی است که جهان با آن مواجه خواهد بود (United Nations, 2020). تنوع غذایی یکی از مشخصه‌های رژیم غذایی سالم به شمار می‌آید. یک رژیم غذایی متنوع شامل همه گروه‌های غذایی (سبزیجات، میوه‌ها، غلات، گوشت و محصولات لبنی) است تا امکان دستیابی به مواد مغذی کافی و رشد و توسعه مطلوب برای فرد فراهم گردد. تنوع غذایی به عنوان "تعداد غذاها یا گروه‌های غذایی مصرف شده در یک دوره مرجع معین" تعریف می‌شود. کیفیت رژیم غذایی به طور معکوس با خطر بیماری‌های مزمن مرتبط است. یک رژیم غذایی متنوع با مواد مغذی زیاد می‌تواند از شیوع بیماری‌های مزمن مانند بیماری‌های قلبی - عروقی[4] (CVDs)، دیابت، سندرم متابولیک و سرطان‌ها جلوگیری نماید (Nachvak *et al.,* 2017). امروزه سوءتغذیه ناشی از کمبود و یا دریافت بیش از حد ریزمغذی‌ها و درشت مغذی‌ها یکی از بزرگ‌ترین چالش‌های توسعه جهانی است. لذا اطمینان از رژیم غذایی سالم، مغذی و متنوع پایه و اساس استراتژی‌های بلندمدت و پایدار برای غلبه بر سوء تغذیه جهانی و کاهش ناامنی غذایی به شمار می‌آید (Cordero-Ahiman *et al.,* 2021).

۱، ۲ و ۳- استادیاران اقتصاد کشاورزی، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران
(*- نویسنده مسئول: Email: m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir)
DOI:10.22067/JEAD.2021.73240.1093

4- Cardiovascular Disease

در سال‌های اخیر اگرچه استانداردهای زندگی در ایران بهبود یافته و دسترسی به مواد غذایی و خدمات بهداشتی افزایش پیدا کرده است، اما سلیقه غذایی خانوارهای ایرانی به جای غذاهای سنتی و میان وعده‌های غذایی سالم به سوی مواد غذایی پرکالری و فاقد ارزش غذایی گرایش پیدا کرده است (Baji *et al*., 2019). پیامدهای منفی الگوی غذایی نامناسب، کاهش فعالیت بدنی و افزایش مصرف دخانیات را به دنبال داشته که در نهایت منجر به افزایش بیماری‌های مزمن مرتبط با تغذیه از جمله بیماری قلبی – عروقی، سرطان و چاقی شده است (Akbari and Azadbakht, 2014). بر اساس گزارش‌ها در ایران ۶۷ درصد زنان و ۳۳ درصد مردان بالای ۲۰ سال چاق هستند (Rahmani and Dorosti Motlagh, 2016). دلیل اصلی این امر، مصرف بالای قند و شکر، چربی و انواع کربوهیدرات عنوان شده است. بر اساس نتایج مطالعات مختلف مصرف قند و شکر در ایران ۲۰ درصد بیشتر از میانگین جهانی و ۴ برابر بیشتر از کشورهای خاور دور است. مصرف قند، نمک و چربی و همچنین مصرف نوشابه، کنسرو و غذای فوری در شهرهای بزرگ چشم‌گیر بوده و در مقابل مصرف ماهی، سبزی و میوه تازه، شیر و لبنیات کمتر از حد استاندارد است (Abdi *et al*., 2016). در مطالعه سیستماتیک که در سال ۱۳۹۴ در مناطق شهری و روستایی ایران انجام شده، مصرف پفک ۲۰/۳ درصد، چیپس ۲۵/۸ درصد، نوشابه‌های گازدار ۲۱/۵ درصد و شکلات و شیرینی ۳۰/۸ درصد به عنوان میان وعده گزارش شده است (Baji *et al*., 2019). تنوع پائین و الگوی نامناسب مصرف مواد غذایی در کشور سبب شده است تا در زنان باردار کمبود روی، ویتامین A، ویتامین D و در کودکان ۱۵ تا ۲۳ ماهه کمبود شدید ویتامین A و ویتامین D مشاهده شود. در نتیجه این کمبودها امروزه آمار مبتلایان به بیماری‌های غیرواگیر از جمله اضافه وزن، چاقی، سکته‌های قلبی و مغزی، فشار خون، دیابت، سرطان‌ها، پوکی استخوان و ... در کشور افزایش یافته است (Narmaki *et al*., 2016). طبق نظر متخصصین، تنوع غذایی از خصوصیات رژیم‌های غذایی سالم است. چرا که مواد مغذی ضروری هم‌زمان در یک ماده غذایی وجود ندارند، بلکه در یک رژیم غذایی متشکل از چندین ماده غذایی یافت می‌شوند. تصمیمات مربوط به انتخاب مواد غذایی تحت تأثیر عوامل اجتماعی و فرهنگی و بعضاً خارج از کنترل فرد است؛ به طوری که در اغلب موارد افراد تحت تاثیر هنجارهای موجود در جامعه قرار می‌گیرند و لذا نمی‌توان آن‌ها را متقاعد کرد که در انتخاب مواد غذایی به شیوه‌ای منطقی‌تر و علمی‌تر عمل کنند. اگر چه رژیم‌های سنتی اغلب موارد کاملاً سالم هستند اما تغییرات اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی در بسیاری از مناطق منجر به انتخاب رژیم غذایی نامناسب و بی کیفیت شده است. انتخاب و پذیرش رژیم‌های غذایی مختلف تحت تاثیر عوامل محیطی، اقتصادی، اجتماعی–فرهنگی و روان‌شناختی قرار دارد (Powell *et al*., 2017). افزایش نرخ تورم و رشد قابل توجه قیمت‌ها طی دو سال اخیر وضعیت تنوع و امنیت غذایی را در کشور و به خصوص مناطق پر جمعیت پیچیده نموده است. استان تهران پرجمعیت‌ترین استان ایران است و از نظر مساحت شهرنشینی نه تنها در ایران بلکه در دنیا جزو بزرگ‌ترین شهرها به شمار می‌آید. ضمن آن که این استان رتبه نخست را در پذیرش مهاجر از سایر استان‌ها دارد. بر اساس آمارها درصد قابل‌توجهی از جمعیت تهران جوان هستند و بیش از ۴۱ درصد از کودکان کار کشور در این استان حضور دارند. بنابراین سلامدهی، تأمین سلامت و امنیت غذایی و اجتماعی ساکنان در این استان مسئله‌ای بسیار مهم است. با این رویکرد در این مطالعه به ارزیابی وضعیت تنوع غذایی خانوارها و عوامل مؤثر بر آن در استان تهران پرداخته شده است.

تاکنون مطالعات متعددی در مورد وضعیت و عوامل اثرگذار بر تنوع غذایی خانوارها در داخل و خارج از کشور انجام شده است؛ از میان مطالعات داخلی مجاوریان و همکاران (Mojavarian *et al*., 2018)، تأثیر منطقه جغرافیایی محل سکونت را بر تنوع غذایی خانوارهای شهری ایران بررسی نمودند. مطالعه به صورت مقطعی و تحلیلی بر روی ۱۸۶۲۷ خانوار انجام گرفت. داده‌ها از اطلاعات خام درآمد و هزینه خانوار شهری ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران جمع‌آوری شد. در این تحقیق، برای اندازه‌گیری تنوع غذایی از نمایه بری[1] (BI) استفاده شد. نتایج نشان داد که رفتار تنوع غذایی در خانوارهای ایرانی بیش از همه وابسته به منطقه سکونت آن‌ها می‌باشد. ضمن آن که بر پایه نتایج افزایش سطح سواد و درآمد خانوار در صدک‌های پایین موجب افزایش تنوع غذایی خانوار می‌گردد. پاکروان چروده و محمدی نصرآبادی (Pakravan-Charvadeh and Mohammadi-Nasrabadi, 2020)، به ارزیابی سطح امنیت غذایی و تنوع غذایی خانوارهای مهاجر افغان در مناطق جنوب استان تهران و ارتباط آن با متغیرهای اقتصادی اجتماعی و همچنین رفاه اجتماعی پرداختند. نمونه مورد نیاز از طریق نمونه‌گیری تصادفی ساده انتخاب و امنیت غذایی از طریق شاخص مقیاس ناامنی غذایی خانوار محاسبه و ارتباط بین متغیرهای اقتصادی–اجتماعی با استفاده از مدل لجستیک ارزیابی شد. نتایج نشان داد که حدود ۸۸ درصد خانوارها دارای تنوع غذایی بالایی هستند و تنها ۳/۴ درصد با تنوع غذایی پایین مواجه می‌باشند. متغیرهای اشتغال سرپرست خانوار، درآمد خانوار و تعداد فرزندان پسر از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر سطح امنیت غذایی و تنوع غذایی خانوارهای پناهنده افغان محسوب می‌شوند. شیبانی و همکاران (Sheibani *et al*., 2020)، عوامل مؤثر بر تنوع غذایی خانوارهای روستایی استان خراسان رضوی را ارزیابی کردند. برای این منظور از شاخص فراوانی تنوع غذایی استفاده شد و سپس عوامل مؤثر با بهره‌گیری از شاخص ذکر شده و مدل لاجیت ترتیبی تعیین شدند. در

1- Berry Index

این مطالعه از روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای استفاده شد. داده‌های موردنیاز نیز از طریق مصاحبه و تکمیل پرسشنامه جمع‌آوری و در قالب مدل لاجیت ترتیبی تحلیل انجام گرفت. نتایج تحقیق نشان داد که میانگین شاخص فراوانی تنوع غذایی در منطقه برابر ۵۶/۳۵ بوده و خانوارها از نظر فراوانی مصرف گروه‌های غذایی در سطح پایین تنوع غذایی قرار دارند. همچنین نتایج نشان داد که با افزایش متغیرهای تحصیلات، وضعیت مسکن، هزینه ماهیانه غذا، شاخص قدرت خرید خانوار و دسترسی به بازار، احتمال این که خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی بالا قرار گیرند، افزایش می‌یابد. افزایش متغیرهای فاصله تا مراکز خرید و تورم مواد غذایی احتمال این که خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی بالا قرار گیرند را کاهش می‌دهد. از میان مطالعات خارجی نیز پاول و همکاران (Powell *et al*., 2017)، عوامل تعیین‌کننده تنوع رژیم غذایی و تغذیه را در مناطق شرقی استان اوزامبارا تانزانیا بررسی نمودند. اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه با طراحی پرسشنامه و از طریق مصاحبه جمع‌آوری شده است. نتایج نشان داد که اندازه خانوار و جنسیت بر تنوع رژیم غذایی خانوار اثر معنی‌دار دارد. هو و همکاران (Hou *et al*., 2021)، ارتباط میان درآمد، دانش غذایی و تنوع غذایی خانوار را در مناطق روستایی سه استان مرکزی چین ارزیابی کردند. در این مطالعه، اطلاعات مورد نیاز از ۱۰۷۶ خانوار روستایی جمع‌آوری و برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شد. بر اساس نتایج، با افزایش درآمد و دانش رژیم غذایی، ساکنان مناطق روستایی غذاهای متنوع‌تری مصرف می‌کنند. کوردرو-آهیمان و همکاران (Cordero-Ahiman *et al*., 2021)، به تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده میزان تنوع غذایی در مناطق روستایی حوضه رودخانه پائوت استان آزوآی اکوادور پرداختند. در این مطالعه برای تعیین حجم نمونه از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای استفاده شد. ضمن آن که تنوع غذایی از طریق نمره تنوع غذایی خانوار[1] (HDDS) و با توجه به ۱۲ گروه غذایی تعیین گردید. در نهایت نیز برای تعیین رابطه بین تنوع و متغیرهای جمعیت شناختی-اجتماعی از رگرسیون پوآسن استفاده شد. نتایج نشان داد که اندازه مسکن، بعد خانوار، هزینه سرانه غذا، سطح زمین‌های زیر کشت، سطح تحصیلات و وضعیت تأهل متغیرهایی هستند که بر تنوع غذایی خانوار اثر معنی‌دار می‌گذارند. مینجا و همکاران (Minja *et al*., 2021)، ارتباط بین وضعیت اجتماعی-اقتصادی و تنوع غذایی خانوارها را در مناطق جنوب شرقی تانزانیا بررسی کردند. در این مطالعه به منظور بررسی ارتباط وضعیت اقتصادی و اجتماعی و شاخص نمره تنوع غذایی[2] (DDS) از تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی[3] (PCA) و رگرسیون لجستیک چندگانه[4] استفاده شد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که داشتن تنوع غذایی بالا با تحصیلات و سطح درآمد خانوار ارتباط مستقیم دارد.

تنوع پائین مواد غذایی و به تبع آن ناامنی غذایی می‌تواند ارزش‌های حیاتی را تحت‌الشعاع قرار دهد و حتی امنیت ملی کشورها را نیز به چالش بکشد. در ایران امنیت غذایی، از بعد کمی مصرف، سرانه مصرف و همچنین بعد کیفی و همچنین توزیع مواد غذایی مطلوب نبوده و الگوی مصرف و تغذیه از کیفیت بالایی برخوردار نیست. استان تهران به عنوان پرجمعیت‌ترین استان کشور که سالانه پذیرای مهاجران زیادی از سراسر کشور می‌باشد از این مسئله مستثنی نیست. استان تهران اگرچه در مقایسه با سایر استان‌ها از لحاظ شاخص‌های رفاهی وضعیت مطلوبی دارد، اما بالاترین میزان نابرابری رفاه را دارد (Ebrahimi *et al*., 2017). بر اساس گزارش وزارت بهداشت در مورد وضعیت امنیت غذایی در استان‌های ایران، تعداد کودکان زیر پنج سال در تهران که مبتلا به اضافه وزن و کوتاه‌قدی هستند به ترتیب ۵/۷۴ و ۲/۷۳ درصد تخمین زده شده است. نتایج حاصل از مطالعات رضازاده و همکاران (Rezazadeh *et al*., 2009)، اسفرجانی و همکاران (Esfarjani et al., 2011)، هژبرکیانی و واردی (Hojabr Kiani and Wardi, 2013)، لاهوتی و همکاران (Lahouti *et al*., 2015)، نارمکی و همکاران (Narmaki *et al*., 2016) و پاکروان چروده و همکاران (Pakravan-Charvadeh *et al*., 2021) که در مورد امنیت غذایی استان تهران انجام شده‌اند، نشان می‌دهند که وضعیت ناامنی غذایی در استان تهران جدی است و بخش قابل‌توجهی از جمعیت استان با کمبود مواد مغذی شامل انرژی، پروتئین، ویتامین‌ها و مواد معدنی در سبد غذایی مواجه‌اند؛ این مسئله سبب شده تا ابتلا به کوتاهی قد، بیماری‌های قلبی عروقی، سرطان‌ها، چاقی، دیابت، سنگ‌های صفراوی، پوسیدگی دندان و بعضی بیماری‌های گوارشی در میان خانوارهای تهرانی افزایش یابد. ناامنی غذایی و تغذیه‌ای علاوه بر تأثیر بر جسم، تبعات اجتماعی و روانی نیز برای خانوارها به دنبال دارد. بر پایه نتایج برخی پژوهش‌ها حدود دو میلیون نفر در شهر تهران نیازمند خدمات بهداشت روان هستند (Narmaki *et al*., 2016). اگر چه با تصمیم کارگروه سلامت و امنیت غذایی و مشارکت دستگاه‌های مختلف اجرایی به خصوص طی دهه‌ی هشتاد و نود شمسی برنامه‌های مختلفی به منظور ارتقاء تنوع و سطح امنیت غذایی استان تهران انجام گرفته است، اما به نظر می‌رسد که شیوع نارسایی‌ها و بیماری‌های مختلف در استان در نتیجه الگوی نامطلوب و ناامنی غذایی است؛ از آن جا که تأمین غذای سالم

1- Household Dietary Diversity Score
2- Dietary Diversity Score
3- Principal Component Analysis
4- Multinomial Logistic Regression

و ایمن و در نتیجه آن تامین امنیت غذایی از اهداف راهبردی اقتصاد مقاومتی و سند چشم‌انداز بیست ساله کشور می‌باشد، در این مطالعه به ارزیابی وضعیت تنوع غذایی خانوارها و عوامل مؤثر بر آن در استان تهران پرداخته شده است. شایان ذکر است که در مطالعات پیشین تنها بر شناسایی اندازه و میزان ناامنی غذایی و همچنین عوامل مؤثر بر آن در استان تهران تاکید شده و به عوامل مؤثر بر تنوع غذایی توجه نشده است؛ با این رویکرد تمایز اصلی مطالعه حاضر با مطالعات پیشین در آن است که در این مطالعه ضمن بررسی وضعیت تنوع مصرف مواد موادغذایی در استان تهران، علل و عوامل مؤثر بر تنوع غذایی خانوارها نیز بررسی خواهد شد.

مواد و روش‌ها

الگوی لاجیت ترتیبی

متغیر وابسته مطالعه حاضر به صورت کیفی و ترتیبی شامل میزان تنوع غذایی خانوارها (کم، متوسط و زیاد) است. از آن جا که جواب‌ها حالت ترتیبی دارند، بنابراین از مدل‌های انتخاب گسسته و مشخصا الگوی لاجیت ترتیبی استفاده خواهد شد. الگوی لاجیت ترتیبی مبتنی بر یک متغیر گسسته است که به منظور تعیین تأثیر متغیرهای توضیحی (سن سرپرست خانوار، جنسیت سرپرست خانوار، سواد سرپرست خانوار، بعد خانوار، محل سکونت، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، ساعت کار سرپرست خانوار و سطح درآمد خانوار) بر تنوع غذایی خانوارها و همچنین نحوه تأثیر هر متغیر بر احتمال قرارگرفتن هر خانوار در سه گروه تنوع کم، متوسط و زیاد مورد استفاده قرار می‌گیرد. لذا اگر فرض شود y متغیر پیوسته باشد و متغیرهای توضیحی x باشند برای خانوار iام تابع تمایل به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$y = \beta' x_i + \varepsilon_i \qquad \begin{cases} y = 0, & \text{تنوع کم} \\ y = 1, & \text{تنوع متوسط} \\ y = 2, & \text{تنوع زیاد} \end{cases}, \qquad i = 1, \dots, n \tag{۱}$$

با توجه به تابع احتمال تجمعی F، احتمال قرار گرفتن خانوارها در سه گروه عنوان شده را می‌توان به صورت رابطه (۲) بیان نمود:

$$\Pr(y_i = J) = \Pr(y_i \geq \mu_{J-1}) = \Pr(\varepsilon_i \geq \mu_{n-1} - \beta' x_i) = F(\beta' x_i - \mu_{J-1}) \tag{۲}$$

با توجه به رابطه (۲) و با تخمین β و μ، احتمال قرار گرفتن هر خانوار در یکی از گروه‌های تنوع کم، متوسط و یا زیاد محاسبه می‌گردد. شایان ذکر است که μ ها آستانه‌هایی هستند که پاسخ‌های مشاهده شده گسسته را تعریف می‌کنند، لذا لازم است برآورد شوند. در ادامه و با محاسبه احتمال قرار گرفتن افراد در گروه‌های مختلف، می‌توان الگوی لاجیت ترتیبی این مطالعه را به صورت رابطه (۳) تصریح نمود:

$$\log\left[\frac{\gamma_j(x_i)}{1-\gamma_j(x_i)}\right] = \mu_j - \left[\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}\right], \qquad j = 1,\dots,J \; ; i = 1,\dots,n \tag{۳}$$

در رابطه (۳)، γ_j احتمال تجمعی و به صورت $\gamma_j(x_i) = \gamma(\mu_j - \beta' x_i) = P(y_i \leq j | x_i)$ می باشد. β بردار ستونی پارامترها $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ و x_i بردار ستونی متغیرهای توضیحی را شامل می‌شود. لازم به ذکر است که μ_j تنها به احتمال طبقه پیش‌بینی وابسته است و با متغیرهای توضیحی ارتباطی ندارد. با تصریح الگوی فوق، پارامترهای الگوی لاجیت ترتیبی از طریق روش حداکثر درستنمایی (که احتمال طبقه‌بندی صحیح را حداکثر می‌کند) به دست می‌آیند. در ادامه می‌توان با استفاده از آزمون رگرسیون‌های موازی، منطقی بودن فرضیه برابری پارامترها را برای هر سه گروه ارزیابی کرد (Williams, 2018). در انواع مدل‌های انتخاب گسسته، ضرایب تخمینی تفسیر اقتصادی معینی ندارند. به عبارت دیگر در مدل‌های فوق مقدار پارامترهای برآورد شده همیشه تفسیر مستقیم راحتی ندارند و نمی‌توانند به‌صورت مستقیم برای متغیرهای توضیحی متناظر روی احتمال انتخاب تصمیم jام تفسیر شوند. بنابراین، برای ارزیابی اثرات متغیرها باید از کشش و اثرات نهایی مربوط به متغیرها استفاده شود. در این رابطه از آن جا که کشش‌ها توابع غیرخطی از مقادیر مشاهدات هستند، تضمینی مبنی بر عبور تابع لاجیت از نقاط تعریف شده به وسیله میانگین نمونه وجود ندارد. برای حل این مشکل محاسبه اثر نهایی به جای محاسبه کشش‌ها پیشنهاد شده است. در این روش، ابتدا کشش‌ها برای هر یک از مشاهدات محاسبه و سپس از آن ها میانگین وزنی گرفته می‌شود. به گونه‌ای که وزن‌ها احتمالات پیش‌بینی شده هستند. سپس اثر نهایی از طریق مقیاس‌گذاری پارامترهای برآورد شده محاسبه می‌گردد. این مقیاس برای هر یک از مشاهدات متغیر مستقل، متفاوت است؛ بنابراین برای تسهیل در گزارش نتایج، این مقیاس در میانگین متغیر مستقل محاسبه می‌شود (Williams, 2016). اگرچه محاسبه اثر نهایی در مدل‌های رگرسیونی با پاسخ چندگانه ترتیبی تا حدودی متفاوت است، اما همگی بیان‌گر این مفهوم هستند که با یک واحد افزایش در متغیر مستقل x، چه مقدار بر احتمال واقع شدن در گروه j افزایش می‌یابد. اثر نهایی در الگوی لاجیت ترتیبی با توجه به رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$\frac{\partial P(y_i = j \mid x_i)}{\partial x_k} = \left[\frac{\partial \gamma\left(\mu_j - \acute{\beta} x_i\right)}{\partial x_k} - \frac{\partial \gamma\left(\mu_{j-1} - \acute{\beta} x_i\right)}{\partial x_k}\right] = \left[\lambda\left(\mu_j - \acute{\beta} x_i\right) - \lambda(\mu_{j-1} - \acute{\beta} x_i)\right]\beta_k \quad (۴)$$

در رابطـــه (۴)، $\lambda_j(x_i) = \frac{\partial \gamma_j(x_i)}{\partial x_k}$، $\mu_0 = -\infty$ و $\mu_j = +\infty$ می‌باشد. با توجـه بـه آن کـه اثـر نهـایی بـه ارزش کلیـه متغیرهـای توضیحی وابسته است، تصمیم‌گیـری بـرای بـه‌کـارگیری ارزش‌هـای متغیرها در برآورد بسیار حائز اهمیت مـی‌باشـد. بنـابراین معمـولاً اثـر نهایی در ارزش‌های میانگین متغیرها محاسبه می‌شـود. همچنـین بـا توجه به این که مجموع احتمالات، همواره برابر یـک اسـت، مجمـوع اثرات نهایی برای هر متغیر برابر صفر خواهد بود (Abrudan *et al.*, 2020). شایان ذکر است که در مدل‌های انتخاب گسسته نمی‌توان از ضریب تعیین (R^2) متداول به عنوان معیار خوبی برازش الگو اسـتفاده کرد. جهت رفع این مشکل، تاکنون ضرایب تعیـین گونـاگونی توسـط محققان مختلف معرفی شده است (Maddala, 1983). ضریب تعیین آلدریچ نلسون (AN) در سال ۱۹۸۴ توسط آلدریچ و نلسون، بر اساس تابع راستنمایی و به صورت رابطه (۵) ارائه شده است:

$$\text{Aldrich} - \text{Nelson } R^2 = \frac{2[LL_{UR} - LL_R]}{2[LL_{UR} - LL_R] + N} \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، LL_{UR} و LL_R به ترتیب ارزش تـابع راسـتنمایی در دو مدل غیرمقید و مقید می‌باشند. همچنین N در رابطـه فـوق تعـداد مشاهدات را نشان می‌دهد. هر چه معیار فوق به یک نزدیک‌تـر باشـد بیان‌گر برازش بالای الگو و یا به عبارت دیگر بیان‌گر بهتر بودن نتایج تخمین می‌باشد. ضریب تعیین Pseudo معیار دیگـری اسـت کـه بـه منظور بررسی خوبی برازش مورد استفاده قرار می‌گیـرد. ایـن ضـریب تعیین بر اساس تابع راستنمایی بوده و بـه صـورت رابطـه (۶) تعریـف می‌شود:

$$R^2\text{Pseudo} = \frac{(LL_R)^{2/N} - (LL_{UR})^{2/N}}{1 - (LL_{UR})^{2/N}} \quad (۶)$$

در رابطـه فـوق، LL_R و LL_{UR} بـه ترتیـب بیـان‌گـر ارزش تـابع راستنمایی در دو مدل غیرمقید و مقید هستند و N نیز تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد (Agresti, 2013).

دو معیار پیرسون (χ^2) و دویانس (G^2) از جمله معیارهای دیگری هستند که از آن‌ها به طور معمـول جهـت بررسـی خـوبی بـرازش در الگوهای انتخاب گسسته و از جمله الگـوی لاجیـت ترتیبـی اسـتفاده می‌گردد. در دو معیار پیرسون و دویانس با استفاده از جداول احتمـال[1] تعداد سلول‌هـای مشـاهده شـده و مـورد انتظـار مـورد مقایسـه قـرار می‌گیرد. با فرض i متغیر پیش‌بینی کننده با $n_i = \sum_{j=1}^{c} n_{ij}$ مشاهده چندجمله‌ای[2]، فراوانی مورد انتظار از طریق رابطه (۷) برآورد می‌گردد:

$$\hat{\mu}_{ij} = n_i \hat{P}(y = j), j = 1, \dots, c \quad (۷)$$

با توجه به رابطه فـوق آمـاره دو آزمـون پیرسـون و دویـانس بـه صورت رابطه (۸) و (۹) تعریف می‌گردند:

$$\chi^2 = \sum_{i,j} \frac{(n_{ij} - \hat{\mu}_{ij})^2}{\hat{\mu}_{ij}} \quad (۸)$$

$$G^2 = 2\sum_{i,j} n_{ij} \log\left(\frac{n_{ij}}{\hat{\mu}_{ij}}\right) \quad (۹)$$

چنان چه آماره مربوط به دو آزمون پیرسـون و دویـانس بـالاتر از مقادیر بحرانی آن باشد بیان‌گر پذیرش فرضیه‌ی صفر مبنی بر برازش مناسب داده‌ها توسط الگوست. چنان چـه داده‌هـا و اطلاعـات تحـت بررسی دارای پراکندگی زیـاد باشـند اسـتفاده از دو معیـار پیرسـون و دویانس جهت بررسی خوبی برازش مـی‌توانـد بسـیار سـودمند باشـد (Agresti, 2013).

شاخص تنوع غذایی

در مطالعه حاضر جهت کمی‌سازی متغیر تنوع غـذایی از شـاخص تنوع غذایی بری (BI) استفاده شده است. شاخص تنوع غـذایی BI از طریق رابطه (۱۰) به دست می‌آید:

$$BI = 1 - \sum_{i=1}^{n} S_i^2 \quad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، S_i سهم کالری گروه کالایی i از مقدار کل کالری غذای مصرف شده است. مقدار این شاخص بین صفر و یک قرار دارد. چنان چه BI برابر با صفر باشد نشان دهنده آن است که فرد تنها یک ماده غذایی را مصرف کرده و عدد یک نشان دهنده وضعیتی است که فرد سهم برابری از همه مواد غذایی را مصـرف مـی‌کنـد. اگـر انـدازه شاخص BI کمتر از ۰/۷۷ باشد، تنوع غذایی در سطح نامطلوب، بـین ۰/۷۷ تا ۰/۸ تنوع غذایی در سطح متوسط و اگر بالاتر از ۰/۸۰ باشـد، تنوع غـذایی در سـطح مطلـوب قـرار دارد (Mousavi Nasab and Rahmani, 2016). شایان ذکـر اسـت کـه در مطالعـه حاضـر بـرای محاسبه مقدار کالری دریافتی از گروه‌های کالایی و کالری کل غذای مصرف شده خانوار، در گام اول بر اساس طبقه‌بندی مرکز آمار ایـران اقلام مصرفی موجود در هزینه‌های خوراکی خانوارهـا در یـازده گـروه شامل (۱) نان، غلات و فرآورده‌های آن، (۲) حبوبات، (۳) قند، شکر و

1- Contingency Tables
2- Multinomial Observations

شیرینی‌ها، (۴) چربی‌ها (گیاهی و حیوانی)، (۵) گوشت (شامل قرمز، سفید، ماهی و میگو)، (۶) شیر، لبنیات و تخم‌مرغ، (۷) سبزی‌ها، (۸) میوه‌ها، (۹) خشکبار، (۱۰) ادویه، چاشنی و سایر ترکیب‌های خوراکی و (۱۱) چای، قهوه و سایر نوشیدنی‌ها گروه‌بندی شدند. در گام دوم ماتریس عملکرد تغذیه‌ای تشکیل گردید تا با استفاده از آن میزان کالری گروه‌های کالایی برای سال‌های مختلف محاسبه شود. ماتریس عملکرد تغذیه‌ای از حاصل‌ضرب دو ماتریس به دست آمده است. ماتریس اول شامل مقادیر مصرف گروه‌های کالایی مختلف در طول یک سال و ماتریس دوم شامل میزان کالری دریافتی از هر یک کیلوگرم ماده خوراکی است. سطرهای ماتریس اول را اقلام غذایی مرکز آمار ایران در طرح هزینه–درآمد خانوار استان تهران برای گروه‌های کالایی تشکیل داده و ستون‌های این ماتریس از مقادیر مصرف گروه‌های کالایی مختلف توسط خانوارها تشکیل شده است. همچنین سطرهای ماتریس دوم از ارزش غذایی (کالری) تشکیل شده و ستون‌های آن میزان انرژی دریافتی از گروه‌های کالایی مرکز آمار را در هر کیلوگرم نشان می‌دهند. در گام سوم با محاسبه ماتریس عملکرد تغذیه‌ای خانوارهای استان تهران، محتوای کالری کل گروه‌ها محاسبه می‌شود. با فرض یک تابع خطی، معادله محتوای غذایی را می‌توان به‌صورت رابطه (۱۱) ارائه کرد:

$$y_h^* = \sum_{j=1}^{n=k} \beta_j X_{hj} + \varepsilon_h \quad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، y_h^* سطح انرژی جذب شده توسط اعضای خانوار-hام است و X_{hj} مقدار کالای خوراکی jام مصرف‌شده توسط خانوار hام و β_j محتوای غذایی کالای خوراکی jام است. با تقسیم این ماتریس بر میانگین تعداد اعضای خانوار، ماتریس نفر در سال محاسبه می‌شود. ضمن آن که با تقسیم هرکدام از درایه‌های این ماتریس بر ۳۶۵، سرانه انرژی از مواد مختلف خوراکی در طول روز به دست می‌آید (Hosseini *et al*., 2016).

در نهایت باید اذعان نمود که در این مطالعه از اطلاعات خام هزینه درآمد خانوارهای مرکز آمار ایران استفاده شده است. لازم به ذکر است که در طرح هزینه درآمد خانوارهای استان تهران در سال ۱۳۹۹، اطلاعات مربوط به خصوصیات دموگرافیکی، اقتصادی، اجتماعی و هزینه‌های خوراکی برای بیش از ۲۰۰ قلم کالای مصرفی از خانوارهای شهری و روستایی جمع‌آوری شده است. شایان ذکر است که سایر اطلاعات مورد نیاز در مطالعه شامل محتوای انرژی مواد غذایی مصرفی خانوارها از طریق پیمایش اسنادی از انستیتو تحقیقات تغذیه‌ای و صنایع غذایی ایران جمع‌آوری گردید.

نتایج و بحث

جدول ۱ برخی از ویژگی‌های توصیفی خانوارهای مورد مطالعه را در سه گروه با تنوع غذایی کم، متوسط و زیاد نشان می‌دهد. همان‌گونه که از اطلاعات جدول زیر مشاهده می‌شود به عنوان مثال میانگین سن سرپرستان خانوار با تنوع غذایی پایین، ۵۰ سال و کمترین و بیشترین سن به ترتیب مربوط به خانوارها با سن سرپرست خانوار ۱۹ و ۹۵ است. ضمن آن که متوسط بعد خانوار برای خانوارهای با تنوع غذایی پایین ۳/۴۱ نفر است و کمترین و بیشترین بعد خانوار مربوط به خانوارها با ابعاد ۱ و ۱۰ نفر می‌باشد. همچنین، جنسیت سرپرستان خانوار با تنوع غذایی پایین بیشتر شامل مردان است و اکثر آن‌ها نیز باسواد هستند. اطلاعات مشابه برای خانوارهای با تنوع غذایی متوسط و زیاد نیز در جدول ارائه شده است.

شکل ۱ وضعیت تنوع غذایی را میان خانوارهای مورد مطالعه در استان تهران نشان می‌دهد. همان‌گونه که از اطلاعات شکل مشخص است ۵۲/۱ درصد از خانوارهای تحت بررسی در سال ۱۳۹۹ با تنوع غذایی کم روبرو بوده‌اند و تنها ۲۳/۲ درصد از خانوارها تنوع غذایی زیاد داشته‌اند.

در ادامه به منظور بررسی عوامل مؤثر بر تنوع غذایی خانوارها، الگوی لاجیت ترتیبی برآورد گردید که نتایج حاصل از آن در جدول ۲ ارائه شده است. مؤلفه‌های اعتبارسنجی الگوی لاجیت ترتیبی که در انتهای جدول ۲ گزارش شده‌اند، اعتبار بالای نتایج را تائید می‌کنند. همان‌گونه که از نتایج جدول مشاهده می‌شود ضریب تعیین Pseudo و آلدریچ نلسون (AN) بیان‌گر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو می‌باشند. به طوری که به عنوان مثال ضریب تعیین Pseudo گویای آن است که ۷۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. دقت طبقه‌بندی که درصد پیش‌بینی صحیح الگو را نشان می‌دهد، بیان‌گر دقت بالای طبقه‌بندی در الگوی ارائه شده می‌باشد. بر این اساس الگوی لاجیت ترتیبی برآورد شده، نزدیک به ۶۹/۶ درصد تغییرات سطوح مختلف تنوع غذایی خانوارها را در استان تهران به درستی پیش‌بینی می‌کند. همچنین دو آزمون پیرسون و دویانس بیان‌گر پذیرش فرضیه‌ی صفر مبنی بر برازش مناسب داده‌ها توسط الگوی برآوردی هستند. در نهایت، نتایج حاصل از رگرسیون‌های موازی نیز حاکی از منطقی بودن فرضیه‌ی برابری پارامترها برای تمامی گروه‌ها در الگوی برآورد شده می‌باشد. با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری آماره‌ی آزمون رگرسیون‌های موازی، می‌توان این گونه فرض نمود که ارزش پارامترهای وضعیت برای تمامی گروه‌های پاسخ، ثابت و یکسان می‌باشد و از این لحاظ نیز برآورد الگوی لاجیت ترتیبی از مبانی محکم برخوردار است. بنابراین با توجه به آزمون‌ها و موارد گفته شده، الگوی برآورد شده در مطالعه حاضر به اندازه کافی قابل اعتماد بوده و می‌توان به نتایج به دست آمده از این الگو تا حد بسیار زیادی اطمینان داشت.

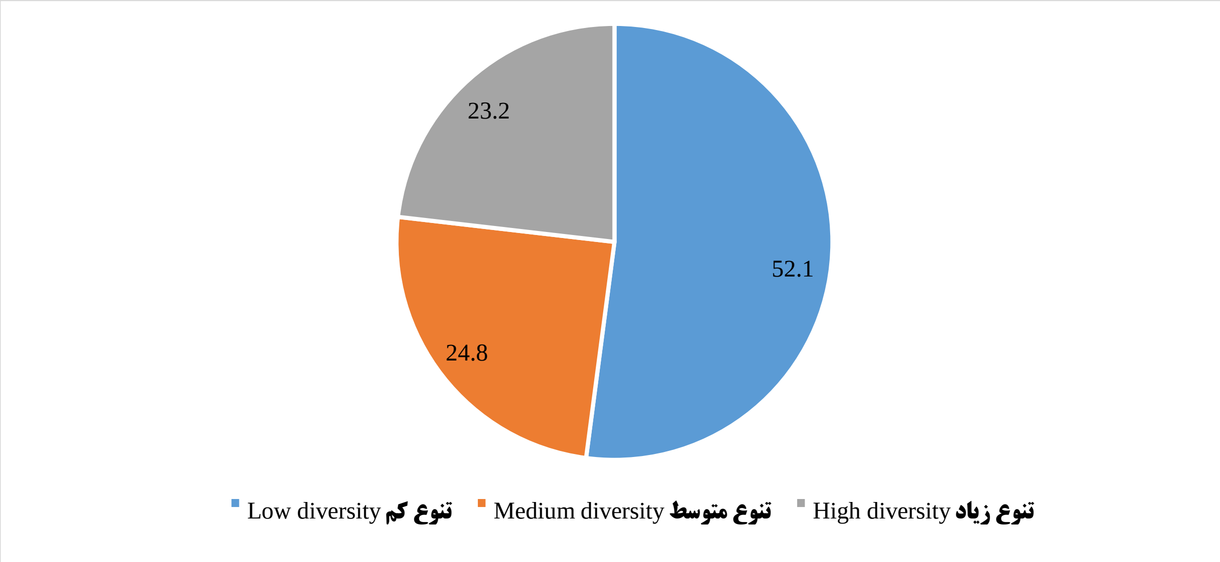
جدول ۱- ویژگی‌های خانوارهای مورد مطالعه در استان تهران
Table 1- Characteristics of the studied households in Tehran province

تنوع غذایی Dietary diversity	متغیر Variable	تعداد خانوارها Number of households	میانگین Average	حداقل Minimum	حداکثر Maximum	انحراف معیار Standard deviation
تنوع پائین Low diversity	سن سرپرست خانوار Age of household head	1073	50	19	95	14.6
	بعد خانوار Family size		3.41	1	10	1.31
	جنسیت سرپرست خانوار (زن=۱ و مرد=۲) Gender of household head (female = 1 and male = 2)		-	1	2	0.32
	سواد سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ و باسواد=۲) Literacy of household Head (illiterate = 1 and literate = 2)		-	1	2	0.35
تنوع متوسط Medium diversity	سن سرپرست خانوار Age of household head	510	51	20	93	15.70
	بعد خانوار Family size		3.23	1	6	1.10
	جنسیت سرپرست خانوار (زن=۱ و مرد=۲) Gender of household head (female = 1 and male = 2)		-	1	2	0.31
	سواد سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ و باسواد=۲) literacy of household Head (illiterate = 1 and literate = 2)		-	1	2	0.25
تنوع بالا High diversity	سن سرپرست خانوار Age of household head	477	52	23	88	15.01
	بعد خانوار Family size		2.89	1	5	1.13
	جنسیت سرپرست خانوار (زن=۱ و مرد=۲) Gender of household head (female = 1 and male = 2)		-	1	2	0.33
	سواد سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ و باسواد=۲) Literacy of household Head (illiterate = 1 and literate = 2)		-	1	2	0.21

مآخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

شایان ذکر است که نتایج حاصل از معنی‌داری و علامت ضرایب، حاکی از آن است که متغیرهای سن سرپرست خانوار، محل سکونت، ساعت کار سرپرست خانوار و سطح درآمد خانوار در جهت مثبت (مستقیم) بر سطح تنوع غذایی خانوارها در سطح استان تهران تأثیر می‌گذارند. به عبارت دیگر، افزایش در سطح متغیرهای مستقل فوق این احتمال را که خانوارهای تهرانی در سطوح بالاتری از تنوع غذایی قرار بگیرند، افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، متغیرهای سواد سرپرست خانوار، بعد خانوار و وضعیت اشتغال سرپرست خانوار در جهت منفی (معکوس) بر سطح تنوع غذایی خانوارها در سطح استان تهران مؤثر هستند. لذا افزایش در سطح متغیرهای مستقل فوق، این احتمال را که خانوارهای تهرانی در سطوح بالاتری از تنوع غذایی قرار بگیرند، کاهش می‌دهد.

در انواع مدل‌های انتخاب گسسته، ضرایب تخمینی تفسیر اقتصادی معینی ندارند و تنها می‌توانند در این مورد که خانوارهای تحت بررسی در گروه تنوع کم، متوسط و یا زیاد قرار گیرند، تفسیر شوند. بنابراین لازم است به منظور استنتاج بیش‌تر نتایج الگوی برآورد شده، اثرات نهایی برای هر یک از گروه‌ها با توجه به سطوح مختلف تنوع محاسبه شود. به این منظور اثرات نهایی برای هر یک از گروه‌ها با سطوح مختلف تنوع غذایی مورد محاسبه قرار گرفت که نتایج حاصل از آن در جدول ۳ گزارش شده است. در ادامه اثرات نهایی متغیرهایی که در جدول ۲ ضرایب آن‌ها معنی‌دار بوده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.



شکل ۱- وضعیت تنوع غذایی میان خانوارهای مورد مطالعه در استان تهران

Figure 1- Status of food diversity among the studied households in Tehran province

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد الگوی لاجیت ترتیبی

Table 2- Results of order logit model estimation

متغیر **Variable**	ضریب **Coefficient**	آماره‌ی z **Z-Test**	سطح معنی‌داری **p-value**
سن سرپرست خانوار Age of household head	0.006	2.32	0.020
جنسیت سرپرست خانوار (زن=۱ و مرد=۲) Gender of household head (female = 1 and male = 2)	-0.143	-1.36	0.174
سواد سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ و باسواد=۲) Literacy of household Head (illiterate = 1 and literate = 2)	-0.955	-7.22	0.000
بعد خانوار Family size	-0.304	-10.61	0.000
محل سکونت (مناطق روستایی=۱ و مناطق شهری=۲) Residence (rural areas = 1 and urban areas = 2)	0.135	1.99	0.046
وضعیت اشتغال سرپرست خانوار (بیکار=۱ و شاغل=۲) Employment status of household head (unemployed = 1 and employed = 2)	-0.273	-5.15	0.000
ساعت کار سرپرست خانوار Working hours of household head	0.032	3.96	0.000
سطح درآمد خانوار Household income level	0.00001	9.40	0.000
Pseudo ضریب تعیین Pseudo R-Squared	0.46	دویانس Deviance	43(0.64)
ضریب تعیین آلدریچ نلسون (AN) Aldrich Nelson R-Squared	0.73	پیرسون Pearson	87(0.85)
درصد پیش‌بینی صحیح Percentage of correct predictions	69.6%		18.2 (0.47)

مآخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

بر اساس نتایج جدول ۳ می‌توان گفت، خانوارهایی که دارای سرپرست با سن بالاتر هستند، با سطح احتمال بالاتری دارای سبد غذایی متنوع‌تری خواهند بود. از طرف دیگر احتمال قرار گرفتن این خانوارها در زمره واحدهای با تنوع غذایی پائین کاهش می‌یابد. در این

رابطه باید اذعان داشت که با بالا رفتن سن سرپرست، انتظار می‌رود به طور نسبی اندوخته مالی و رفاه او افزایش یابد. ضمن آن که با توجه به تمرکز افراد در سنین بالاتر بر تغذیه و زندگی سالم‌تر، تجربه و سطح آگاهی سرپرست خانوار از ترکیب مواد غذایی و کیفیت کالاهای مصرفی خانوار نیز افزایش می‌یابد. این افزایش سطح رفاه و نیز آگاهی و دانش از کیفیت و انتخاب درست مواد مورد نیاز تغذیه، به انتخاب و چینش درست ترکیبات سبد تغذیه‌ای کمک فراوان می‌نماید و در نتیجه تنوع غذایی خانوار را افزایش می‌دهد.

همچنین نتایج نشان می‌دهد خانوارهایی که سرپرست آن‌ها بی‌سواد است، احتمال اینکه در گروه واحدهای با تنوع غذایی پائین قرار بگیرند، بالا است. از سوی دیگر احتمال قرار گرفتن این خانوارها در زمره واحدهای با تنوع غذایی متوسط و بالا کمتر می‌باشد. در این خصوص باید اذعان نمود که داشتن سواد کافی و تحصیلات با ایجاد فرصت‌های شغلی مناسب و افزایش توانایی کسب درآمد، دسترسی افراد خانواده به مواد غذایی با کیفیت را افزایش می‌دهد. ضمن آن که با تأثیرگذاری بر سواد تغذیه‌ای، موجب افزایش دانش و آگاهی در مورد وضعیت تغذیه اعضای خانواده و بهبود و تنوع کیفیت مواد غذایی مصرفی می‌گردد.

یافته‌های پژوهش مؤید این است که برای خانوارهای پرجمعیت‌تر، احتمال قرار گرفتن در گروه واحدهای با تنوع غذایی پایین، بیشتر است. از طرف دیگر احتمال قرار گرفتن این خانوارها در زمره واحدهای با تنوع غذایی متوسط و بالا، کمتر می‌باشد. در تفسیر ارتباط بین وضعیت تنوع غذایی و بعد خانوار باید توجه داشت که با افزایش بعد خانوار، نیازهای حداقلی به مواد غذایی افزایش می‌یابد. این امر سبب می‌شود تا حجم و کیفیت مواد غذایی در دسترس خانوار کاهش یابد. ضمن آن که ممکن است تحت شرایط ویژه‌ای همچون نوسانات فصلی، قیمت مواد غذایی افزایش یابد و یا به علت از دست دادن موقت شغل، امکان دسترسی خانوار به مواد اولیه تهیه غذا کاهش یابد؛ در این شرایط نیز هرچه تعداد افراد خانواده بیشتر باشد، کیفیت و کمیت غذای در دسترس افراد کمتر می‌شود.

طبق نتایج، برای خانوارهای روستایی، احتمال قرار گرفتن در گروه واحدهای با تنوع غذایی کم بالا است؛ از طرف دیگر احتمال قرار گرفتن این خانوارها در زمره واحدهای با تنوع غذایی متوسط و بالا، کمتر می‌باشد. استان تهران دارای ۷۱ دهستان و ۱۰۴۶ آبادی است که روستاهای استان به علت محدودیت‌های اقلیمی و رشد و تمرکز ناموزون و غول‌آسای فعالیت‌های صنعتی، تجاری و مالی، از کشاورزی گسترده‌ای برخوردار نیستند. این موضوع سبب شده است تا اکثر روستاهای استان تهران به خصوص در دهه ۹۰ به سکونت‌گاه‌ها و خوابگاه‌های کلان‌شهر تهران تبدیل شوند. ضمن اینکه مهاجرت بخش قابل‌توجهی از نیروی انسانی از روستا به شهر و وقوع خشکسالی در کشور، شکاف بین شهرها و روستاهای استان تهران را افزایش داده است؛ در نتیجه موارد ذکر شده جمعیت ساکن در روستاهای استان تهران عموماً افراد دارای سطوح پائین درآمدی هستند که هرگونه نوسان در شرایط اقتصادی به شدت آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و الگوی تغذیه آن‌ها را متأثر می‌سازد.

نتایج مطالعه حاکی از این است که برای خانوارهایی که سرپرست آن‌ها بیکار است، احتمال قرار گرفتن در گروه خانوارهای با تنوع غذایی کم افزایش می‌یابد. از طرف دیگر احتمال قرار گرفتن این خانوارها در زمره واحدهای با تنوع غذایی متوسط و بالا، کمتر است. به عبارت دیگر، شاغل بودن سرپرست خانوار باعث می‌شود که با تأمین منابع پولی لازم، کمیت و کیفیت تغذیه خانوار افزایش یابد.

نتایج نشان می‌دهد برای خانوارهایی که سرپرست آن‌ها زمان زیادی از وقت خود را صرف کارکردن می‌نماید، احتمال قرار گرفتن در گروه خانوارهای با تنوع غذایی کم کاهش می‌یابد و احتمال قرارگیری این خانوارها در زمره واحدهای با تنوع غذایی متوسط و بالا بیشتر می‌شود. انتظار بر این است که کارکردن زیاد با ایجاد درآمد و قدرت خرید بیشتر، متغیری مهم برای بهبود وضعیت تنوع غذایی خانوار باشد. همچنین نتایج بیان‌گر آن است که احتمال قرار گرفتن خانوارهای دارای درآمد بالاتر، در زمره خانوارهای با تنوع غذایی بالا زیاد است. احتمال قرار گرفتن خانوارهای اشاره شده در زمره خانوارهای با تنوع غذایی پائین نیز کم است. طبیعی است که قدرت خرید و توانایی در تأمین نیازهای غذایی با سطح درآمد خانوار ارتباط مستقیم دارد. لذا هر چه سطح درآمد خانوار بیشتر باشد سبد غذایی متنوع‌تر و با کیفیت‌تری نیز برای آن خانوار فراهم خواهد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در سال‌های اخیر سلیقه غذایی خانوارهای ایرانی به سوی مواد غذایی پرکالری و فاقد ارزش غذایی واقعی گرایش پیدا کرده که این مسئله آمار مبتلایان به بیماری‌های غیر واگیر را در کشور افزایش داده است. انتخاب و پذیرش رژیم‌های غذایی مختلف به عوامل محیطی، اقتصادی، اجتماعی-فرهنگی و روان‌شناختی مختلفی بستگی دارد. از آن جا که تأمین سلامت و امنیت غذایی از اهداف راهبردی سند چشم‌انداز بیست ساله کشور می‌باشد، مطالعه حاضر به ارزیابی وضعیت تنوع غذایی خانوارها و عوامل مؤثر بر آن در استان تهران پرداخته است. جهت دستیابی به این هدف از اطلاعات خام هزینه درآمد خانوار در سال ۱۳۹۹ استفاده شد.

جدول ۳- اثرات نهایی محاسبه شده برای گروه‌های مختلف خانوارها از نظر سطح تنوع غذایی

Table 3- Marginal effects for different groups of households in terms of level of dietary diversity

متغیر Variable	اثر نهایی گروه ۱ (گروه با تنوع غذایی کم) The marginal effect of group 1 (Group with low dietary diversity)	اثر نهایی گروه ۲ (گروه با تنوع غذایی متوسط) The marginal effect of group 2 (Group with medium dietary diversity)	اثر نهایی گروه ۳ (گروه با تنوع غذایی زیاد) The marginal effect of group 3 (Group with high dietary diversity)
سن سرپرست خانوار Age of household head	-0.001	0.001	0.001
جنسیت سرپرست خانوار (زن=۱ و مرد=۲) Gender of household head (female = 1 and male = 2)	0.021	-0.011	-0.011
سواد سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ و باسواد=۲) Literacy of household Head (illiterate = 1 and literate = 2)	0.142	-0.070	-0.072
بعد خانوار Family size	0.045	-0.022	-0.022
محل سکونت (مناطق روستایی=۱ و مناطق شهری=۲) Residence (rural areas = 1 and urban areas = 2)	-0.020	0.009	0.010
وضعیت اشتغال سرپرست خانوار (بیکار=۱ و شاغل=۲) Employment status of household head (unemployed = 1 and employed = 2)	0.041	-0.020	-0.025
ساعت کار سرپرست خانوار Working hours of household head	-0.005	0.002	0.002
سطح درآمد خانوار Household income level	-0.000002	0.000001	0.000001

مآخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

در مطالعه حاضر جهت کمی‌سازی متغیر تنوع غذایی از شاخص تنوع غذایی بری (BI) استفاده شد و با استفاده از مدل لاجیت ترتیبی تأثیر متغیرهای دموگرافیکی، اقتصادی و اجتماعی بر این متغیر بررسی و ارزیابی شد. نتایج نشان داد که ۲۳/۲ درصد از خانوارهای تهرانی با تنوع غذایی زیاد روبرو بوده‌اند و ۷۶/۸ درصد خانوارها تنوع غذایی کم یا متوسط داشته‌اند. ضمن آن که بر پایه نتایج متغیرهای سن سرپرست خانوار، محل سکونت، ساعت کار سرپرست خانوار و سطح درآمد خانوار در جهت مثبت (مستقیم) بر سطح تنوع غذایی خانوارها در سطح استان تهران اثر می‌گذارند. در نقطه مقابل، متغیرهای سواد سرپرست خانوار، بعد خانوار و وضعیت اشتغال سرپرست خانوار در جهت منفی (معکوس) بر سطح تنوع غذایی خانوارها در سطح استان مؤثر هستند. بر اساس یافته‌های حاصل از مطالعه پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

تنوع غذایی خانوارها در استان تهران بسیار پائین است. چنانچه سطح قیمت مواد غذایی کم نوسان و پایدار باشد، افزایش درآمد می‌تواند سبب شود تا مصرف‌کنندگان سبد غذایی خود را تنوع بخشیده و از مصرف غلات و محصولات ریشه‌ای و غده‌ای که ارزش غذایی پائینی دارند به سمت مصرف مواد غذایی با ارزش غذایی بالا مانند گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها بروند. در این خصوص، بررسی تجربه بسیاری از کشورهای اروپایی، آمریکای لاتین و آسیایی نشان می دهد ثبات در قیمت مواد غذایی در کنار اعطای کمک های نقدی و بسته‌های غذایی هدفمند می‌تواند سبب افزایش مصرف و تنوع غذایی خانوارها شده و امنیت غذایی را در خانوارهای فقیر و به خصوص زنان و کوکان به طور قابل توجهی افزایش دهد. لذا کنترل تورم و به دنبال آن افزایش درآمد واقعی و قدرت خرید مصرف‌کنندگان به خصوص در دهک‌های پایین درآمدی باعث می شود تا تنوع غذایی و امنیت غذایی خانوارها بهبود یابد. در این راستا با توجه به آن که بخش قابل توجهی از منابع کشور سالانه به صورت یارانه پنهان و غیرهدفمند هدر می رود و از این منظر ایران در رتبه نخست پرداخت یارانه‌های غیرهدفمند غذا و سوخت جهان قرار گرفته است. از این رو، هدفمندسازی یارانه‌ها و پرداخت یارانه نقدی وغیرنقدی با شناسایی مناسب جامعه هدف، مسئله مهمی است که

باید مدنظر سیاست‌گذاران قرار گیرد.

بر پایه نتایج، متغیر بعد خانوار بر تنوع غذایی خانوارها اثر منفی و معنی‌دار دارد. به عبارت دیگر خانواده‌های ساکن استان تهران که از لحاظ جمعیتی دارای بعد بزرگ‌تری هستند، تنوع غذایی کمتری دارند. با افزایش بعد خانوار، نیازهای حداقلی به مواد غذایی افزایش می‌یابد؛ این امر سبب می‌شود تا حجم و کیفیت مواد غذایی در دسترس خانوار کاهش و ناامنی غذایی پدیدار شود. ضمن آن که ممکن است تحت شرایط ویژه‌ای همچون نوسانات فصلی، قیمت مواد غذایی افزایش یابد و یا به علت از دست دادن موقت شغل، امکان دسترسی خانوار به مواد اولیه تهیه غذا کاهش یابد؛ در این شرایط هر چه تعداد افراد خانواده بیشتر باشد، مقدار غذای در دسترس افراد کمتر می‌شود. در شرایط کنونی، کشور با مشکلات اقتصادی ناشی از تحریم‌ها، تورم، بیکاری و... دست به گریبان است؛ تداوم این امر در کنار عدم حمایت مؤثر از خانواده‌ها می‌تواند توانایی و امکانات داشتن فرزند بیشتر را به علت ناامنی غذایی، از خانواده‌ها سلب کند. در این رابطه بررسی برنامه‌های حمایتی دولت نشان می‌دهد که با افزایش بعد خانوارها و بیشتر شدن تعداد فرزندان، بسته‌های حمایتی جامع، مدون و عملیاتی برای خانوارها وجود ندارد. بر این اساس، به دلیل رشد بسیار پائین جمعیت و افزایش جمعیت سالمندان در کشور و نظر به ابلاغ سیاست‌های کلی جمعیت از سوی رهبر معظم انقلاب به دستگاه‌ها به منظور افزایش جمعیت کشور، ضرورت دارد نهادهای ذیربط بر طراحی و اجرای درست و کامل سیاست‌های تشویقی و حمایت از خانواده‌های پرجمعیت اهتمام ویژه داشته باشند.

سطح درآمد با تنوع غذایی خانوارها ارتباط معنی‌دار دارد. در این راستا برای ارتقای تنوع غذایی و رفع ناامنی غذایی به خصوص در دهک‌های پایین درآمدی تشکیل بانک غذا، تأمین غذای ارزان و توزیع مجدد غذای مازاد، هدفمندی یارانه‌ها و همچنین برقراری تعامل بین امنیت غذایی و سیاست‌های اجتماعی مرتبط با حقوق انسانی در دستیابی به غذا، از جمله سیاست‌ها و برنامه‌های اجرایی است که می‌تواند در راستای ارتقای سطح امنیت غذایی مورد توجه دولت قرار گیرد.

طبق نتایج، نقش و اهمیت آموزش و سواد خانوارها در تنوع غذایی آن‌ها بسیار زیاد است. در این رابطه سازمان‌های متولی می‌توانند با فرهنگ‌سازی و آموزش تخصصی و عمومی سواد غذا و تغذیه نقش مهمی در کسب، پردازش و درک اطلاعات تغذیه، نحوه دسترسی به منابع اطلاعات تغذیه‌ای معتبر و قابل اعتماد، محاسبه و اندازه‌گیری واحدهای غذایی، درک و ارزیابی محتوای برچسب‌های غذایی و آشنایی با اطلاعات پایه‌ای تغذیه ایفا نمایند. این سازمان‌ها می‌توانند با همکاری سازمان‌های دیگر، برنامه‌ها و کارگاه‌های تخصصی جهت آموزش ترکیب صحیح مواد غذایی و تأمین درشت و ریزمغذی‌های مورد نیاز فرد بالغ از منابع با کیفیت و همچنین آشنایی خانوارها با هرم غذایی، تدوین و اجرا نمایند. همچنین اصلاح و بازنگری سیاست‌های جاری در امر تبلیغات غذا و تغذیه و نظارت بر هر نوع تبلیغ کالاهای خوراکی از تمامی رسانه‌های موجود، به کارگیری کارشناس تغذیه در نظام ارائه خدمات بهداشتی درمانی متناسب با سطح‌بندی آن، تدوین و ارسال مطالب آموزشی غذا و تغذیه (پمفلت، پوستر و ...) و ارسال آن به خانوارها، تدوین و به کارگیری برنامه تغذیه رایگان مدارس از نظر نوع و مقدار بر اساس آخرین یافته‌های علمی و پژوهش‌های کاربردی ملی و منطقه‌ای، همکاری در اجرای الگوی استانی برای جیره میان وعده غذایی دانش آموزان با توجه به نیازهای تغذیه آنان، تقویت درس بهداشت و لحاظ نمودن بحث غذا و تغذیه در آن، تدوین کتاب‌های آموزشی حاوی مطالب غذا و تغذیه برای نوسوادان مقاطع مختلف و در نهایت به کارگیری کارشناس تغذیه در کلیه واحدها و مراکزی که خدمات غذایی همگانی دارند از جمله دانشگاه‌ها، مهدکودک‌ها، کارخانه‌ها، بیمارستان‌ها، مراکز نگهداری سالمندان از دیگر پیشنهادهایی است که برای ارتقای فرهنگ و سواد تغذیه‌ای باید بر آن‌ها تأکید نمود تا از این طریق خانوارها با مدیریت صحیح مصرف مواد غذایی با تأکید بر اجرای سیاست‌های کلی اصلاح الگوی مصرف به عنوان یکی از اهداف سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی، از بروز بیماری‌های احتمالی به دلیل رژیم غذایی نامناسب در امان بمانند.

منابع

1. Abdi F., Atardi Kashani Z., Mirmiran P., and Estaki T. 2016. Examining and comparison of food consumption pattern in Iran and the world: a review article. Journal of Fasa University of Medical Sciences 5(2): 159-167. (In Persian)
2. Abrudan I.N., Pop C.M., and Lazăr P.S. 2020. Using a General Ordered Logit Model to Explain the Influence of Hotel Facilities, General and Sustainability-Related, on Customer Ratings. Sustainability 12(21): 9302. https://doi.org/10.3390/su12219302.
3. Agresti A. 2013.Categorical data analysis.University of Florida, USA.3rd Ed.
4. Akbari F., and Azadbakht L. 2014. A systematic review on diet quality among Iranian youth: focusing on reports from Tehran and Isfahan. Archives of Iranian Medicine 17(8).
5. Aldrich J.H., and Nelson F.D. 1984. Linear probability, logit, and probit models. Newbury Park: SAGE (Quantitative Applications in the Social Sciences). https://dx.doi.org/10.4135/9781412984744.

6. Baji Z. Shakeri Nejad Q. Tehrani M. Jarvandi M. and Haji Najaf S. 2019. Predicting the Determinants of Nutritional Behaviors of Female High School Students: Application of Extended Theory of Reasoned Acton. Journal of Education and Community Health 7(1): 37-43. (In Persian)
7. Cordero-Ahiman O.V., Vanegas J.L., Franco-Crespo C., Beltrán-Romero P., and Quinde-Lituma M.E. 2021. Factors That Determine the Dietary Diversity Score in Rural Households: The Case of the Paute River Basin of Azuay Province, Ecuador. International Journal of Environmental Research and Public Health 18(4): 2059. https://doi.org/10.3390/ijerph18042059.
8. Ebrahimi S., Sadeghi S., Beheshti M., and Ranjpour R. 2017. Estimation of urban and rural inequality indicators of Iranian provinces during five-year development programs. Social Development and Welfare Planning 8(33): 169-200. (In Persian)
9. Esfarjani F., Rustaei R., Mohammadi Nasrabadi F., Abdollahi M., Hoshyar Rad A., and Esmailzadeh A. 2011. Investigating the relationship between dominant dietary patterns and short stature in Tehranian children: a case-control study. Iranian Journal of Nutrition Sciences and Food Industry 6(4): 92-83. (In Persian)
10. Hojabr Kiani K., and Wardi S.S. 2013. Determining the optimal food basket of different urban and rural deciles in Iran. Applied Economics 4(12): 46-37. (In Persian)
11. Hosseini S.S., Pakravan-Charvadeh M.R., and Salami H. 2016. The impact of subsidy targeting policy on food security in Iran. Iranian Journal of Economic Research 21(67): 53-82. (In Persian)
12. Hou M., Qing P., and Min S. 2021. Multiple indicators of household dietary diversity in rural China: Effects of income and dietary knowledge. Nutrition 91: 111406. https://doi.org/10.1016/j.nut.2021.111406.
13. Lahouti M., Zavoshi R., Nowruzi M., Rashidkhani B., and Rostami R. 2015. Relationship between dominant dietary patterns and depressive symptoms in adult women living in Tehran in 2013. Scientific Journal of Qazvin University of Medical Sciences 19(4): 41-32. (In Persian)
14. Maddala G.S. 1983. Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. New York: Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511810176.
15. Minja E.G., Swai J.K., Mponzi W., Ngowo H., Okumu F., Gerber M., and Finda M. 2021. Dietary diversity among households living in Kilombero district, in Morogoro region, South-Eastern Tanzania. Journal of Agriculture and Food Research 100171. https://doi.org/10.1016/j.jafr.2021.100171.
16. Mojavarian S.M., Gilak Hakimabadi M.T., Sajjadi P., Karimi A., and Mojavarian S.P. 2018. The effect of geographical area of residence on food diversity of urban households in Iran. Nutrition & Food Technology Research Institute 14(4): 18-9. (In Persian)
17. Mousavi Nasab E., and Rahmani R. 2016. Food security status in different income groups (Case study: Boyerahmad city). Journal of Agricultural Economics and Development 23(92): 217-245. (In Persian)
18. Nachvak S.M., Abdollahzad H., Mostafai R., Moradi S., Pasdar Y., Rezaei M., and Esksndari S. 2017. Dietary diversity score and its related factors among employees of Kermanshah University of Medical Sciences. Clinical Nutrition Research 6(4): 247-255.
19. Narmaki A., Shirasb F., Ghorbani M., and Sotoudeh G. 2016. Investigating the relationship between food safety and anthropometric measures, body composition and blood pressure in women referring to sports clubs in West Tehran Municipality. Iranian Journal of Diabetes and Metabolism (Iranian Journal of Diabetes and Lipids) 6(2): 110-103. (In Persian)
20. Pakravan-Charvadeh M.R., and Mohammadi-Nasrabadi F. 2020. The relationship between social welfare, security and food diversity of Afghan immigrant families in the southern regions of Tehran province. Iranian Journal of Nutrition Sciences and Food Industry 15(1): 24-11. (In Persian)
21. Pakravan-Charvadeh M.R., Mohammadi-Nasrabadi F., Gholamrezai S., Vatanparast H., Flora C., and Nabavi-Pelesaraei A. 2021. The short-term effects of COVID-19 outbreak on dietary diversity and food security status of Iranian households (A case study in Tehran province). Journal of Cleaner Production 281: 124537. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124537.
22. Powell B., Kerr R.B., Young S.L., and Johns T. 2017. The determinants of dietary diversity and nutrition: ethnonutrition knowledge of local people in the East Usambara Mountains, Tanzania. Journal of Ethnobiology and Ethnomedicine 13(1): 1-12. https://doi.org/10.1186/s13002-017-0150-2.
23. Rahmani J., and Dorosti Motlagh A. 2016. The relationship between food diversity score and obesity and abdominal obesity in Tehranian student boys. The Journal of Qazvin University of Medical Science 21(4): 28-37. (In Persian)
24. Rezazadeh A., Rashidkhani B., and Omidvar N. 2009. Examining the dominant dietary patterns and general obesity and abdominal obesity in adult women in the north of Tehran in 2007. Research in Medicine (Medical Journal Research Journal) 33(4): 257-246. (In Persian)
25. Sheibani M., Rastegaripour F., and Mohtashami T. 2020. Analysis of effective factors on dietary diversity of rural households in Khorasan Razavi province. Journal Space Economy & Rural Development 9(3): 210-189. (In Persian)
26. United Nations. 2020. Policy Brief: The Impact of COVID-19 on Latin America and the Caribbean; United

Nations Sustainable Development Group: New York, NY, USA. 1–25.
27. Williams R. 2016. Understanding and interpreting generalized ordered logit models. The Journal of Mathematical Sociology 40(1): 7-20. https://doi.org/10.1080/0022250X.2015.1112384.
28. Williams R. 2018. Ordered Logit Models–Basic & Intermediate Topics. University of Notre Dame.